

衝動購買傾向對衝動購買意願的影響：
純折扣意願中介的展望理論效果

**The Influence of Impulse Buying Tendency on Impulse Buying
Intention:**

The effect of prospect theory by intention of pure discount as mediator

莊淳凌¹

開南大學資訊管理學系

clchuang@mail.knu.edu.tw

林榮禾²

國立臺北科技大學工業工程與管理系

rhlin@ntut.edu.tw

田鴻麟³

國立臺北科技大學工商管理研究所

t9749014@ntut.edu.tw

摘 要

基於心理學特質理論(trait theory in psychology; TTP)，藉折扣與展望理論(prospect theory; PT)，本文擴展衝動購買傾向(impulse buying tendency; IBT)影響衝動購買意願(impulse buying intention; IBI)的應用，顯示用大眾與獨特產品的IBT來預測結合折扣與展望效果的IBI，有良好的區別效果；兩類產品純折扣的IBI為自身產品IBT與IBI之間的中介變數。調查對象為臺灣七所大學544位在校大學生。資料分析用Amos 21軟體執行驗證性因素分析(confirmatory factor analysis; CFA)及結構方程模型(structural equations modeling; SEM)分析。本文的貢獻是證實兩類產品的衝動購買透過價格折扣的效果與PT的情境，在TTP的可應用性，並提供四項結果：(1)折扣與PT的效果，會增進IBI；(2)IBT強烈地正向的影響自身產品的IBI；(3)純折扣的 IBI，在IBT與IBI之間有部分中介作用；及(4)兩類產品的IBI，彼此會極微弱地正向的相互影響。

關鍵詞：衝動購買傾向，衝動購買意願，展望理論，心理學特質理論。

Keywords: impulse buying tendency、impulse buying intention、Prospect Theory (PT)、Trait Theory in Psychology (TTP)

*通訊作者 e-mail: t9749014@ntut.edu.tw

1.緒論

在經濟衰退期間，藉由鼓勵與刺激消費者增加消費，以促進經濟復甦是非常重要的。先前的研究已經提出消費者的購買意願及做決策的各種方法，例如：卓越的功能、容易使用與操作、堅固與耐用、特別的折扣、相關商品價格、其他人的推薦、享樂性、及個人情緒等(Chen, Lin, & Chen, 2012; Park, Kim, Funches, & Foxx, 2011; Tafesse & Korneliussen, 2012; Verhagen & van Dolen, 2011; B. Verplanken & Herabadi, 2001; Xuanxiaoqing, Yang, & Huang, 2012)。行銷人員們長期認同衝動購買的重要性。在消費者行為研究中，對於增加消費，衝動購買是一個持續的議題。

(Beatty & Elizabeth Ferrell, 1998; Park et al., 2011; Punj, 2011; Rook & Fisher, 1995; Sharma, Sivakumaran, & Marshall, 2010; Verhagen & van Dolen, 2011; B. Verplanken & Sato, 2011; B. Verplanken & Herabadi, 2001; Yi & Baumgartner, 2011)。隨著各個開發中國家的經濟向世界各國擴展(如印度及中國等)，將有更多的消費者有能力沉迷在衝動購買(J. A. Lee & Kacen, 2008)。

衝動購買在現今的市場非常普遍，學術研究在衝動購買方面也有增加(Jones, Reynolds, Weun, & Beatty, 2003; Park et al., 2011; Sharma et al., 2010; Verhagen & van Dolen, 2011)。有許多方法，可刺激衝動購買，例如：商店設計，產品展示，包裝設計，好的味道，漂亮的顏色，及愉悅的音樂等(Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。當人們體驗到一項刺激，而購買一項產品，並未周詳考慮為何購買與什麼原因，以及是否需要此產品，就會發生衝動購買。此類刺激，有時是難以抗拒的，而且消費者可能會因此而感到暫時失控，較少關注行為的後果(Hostler, Yoon, Guo, Guimaraes, & Forgionne, 2011; Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; Vohs & Faber, 2007; Yi & Baumgartner, 2011)。

心理學特質理論(Trait Theory in Psychology; TTP)是人類人格研究的一種方法(Kassin, 2003)，特質理論學家們主要研究個性的測量(Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001)，人格特質可被定義為行為、想法及情緒的習性模式(B. Verplanken & Herabadi, 2001)。依據心理學特質理論，消費者的衝動購買傾向是隨時間推移的相對地穩定的，跨個人間有高度一致性差異，以及用於一般因果效果的衝動購買行為的反應(Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001; S. Weun, Jones, & Beatty, 1997; S. Weun, Jones, & Beatty, 1998)。特別地，有一項先前的研究依循心理學特質理論，已經證實，當以特定產品為變數時，特定產品的衝動購買傾向應更有助於預測特定產品的衝動購買意願，而對無相關的產品類別的衝動購買行為並無關聯(Cheema & Kaikati, 2010; Jones et al., 2003)。

展望理論(Prospect Theory; PT) (Kahneman & Tversky, 1979)的三項效果(確定效果、分離效果及反射效果)，已被使用在許多消費者行為及特殊心理學，展望理論是行為經濟學的重大成果之一，提出此理論者之一的丹尼爾·卡內曼(Daniel Kahneman)，曾於2013年3月30日首度訪問臺灣。卡內曼以參考級的預測是基於不確定性條件下的決策理論，於2002年獲頒諾貝爾經濟學獎(Flyvbjerg, 2006)。展望理論的三項效果，已被應用在許多消費者的購買行為及做決策等。例如：確定效果的應用—態度確定會刺激考慮的興趣(Karmarkar & Tormala, 2010; Weber & Chapman, 2005)；分離效果的應用—在消費者基於有限資訊判斷上，情感預測點為普遍的偏差(Zhao & Meyer, 2007)；以及反射效果的應用—在技術風險的最適決策上，某些問題出現將刺激反射(Climaco, 2004)。然而，展望理論也可能會受到人格特質所影響，但尚未發現展望理論與衝動購買相連結，在過去的研究中，展望理論的效果對衝動購買意願的影響，也沒有明確的證據被報告。

本研究的目的，是對大眾產品及獨特產品，測試衝動購買傾向對衝動購買意願的影響。基於心理學特質理論擴展先前的研究，本研究增加價格折扣及展望理論的效果去刺激衝動購買意願。此項工作對消費者行為會產生重要的進展，能幫助我們對衝動購買傾向及衝動購買意願的關係，有更好及更完全的瞭解。接著，本文描述一個以衝動購買意願調查為基礎的研究，以刺激各項衝動購買意願的差異和影響力的經驗設置，測試一些假設。最後，討論本研究的貢獻，幾項限制及未來研究的一些方向。

2.理論背景

衝動購買(impulse buying; IB)是消費者行為研究中的一個重要現象，在過去60年，衝動購買已經是一項重要的議題。早期的大多數消費者衝動購買研究，交替使用”衝動的購買(impulsive buying)”及”[非計畫購買(採購)][unplanned buying(purchasing)]”。(Abratt & Goodey, 1990; Beatty & Elizabeth Ferrell, 1998; Clover, 1950; De Kervenoael, Aykac, & Palmer, 2009; J. A. Lee & Kacen, 2008; Sharma et al., 2010)

衝動購買是一種突然的、難以抵擋的、享樂地複雜的行為，一個衝動購買的決定過程是快速的，排除周到而審慎地考慮的替代資訊和選擇(Bayley & Nancarrow, 1998; Park et al., 2011; Rook & Fisher, 1995; Sharma et al., 2010)。當衝動時，個人會做出非意圖、非反射性及立即地購買，而且經常會感覺有購買產品的召喚(Honkanen, Olsen, Verplanken, & Tuu, 2012; Hostler et al., 2011; Jones et al., 2003; Park et al., 2011; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。

2.1 衝動購買傾向

衝動購買傾向是一項重要的心理因素，值得考慮做為消費者購買發生率的潛在前因之一(Hostler et al., 2011; Jones et al., 2003; Sharma et al., 2010; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001; Yi & Baumgartner, 2011)。過去的研究已提出衝動購買傾向係基於人格特質，而且有可能是一個穩定的個體差異變量(Beatty & Elizabeth Ferrell, 1998; Punj, 2011; Rook & Fisher, 1995; Sharma et al., 2010; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。以衝動購買傾向建構消費者行為領域，可瞭解更廣泛的個性及行為模式(Altman & Rogoff, 1987; Jones et al., 2003; B. Verplanken & Herabadi, 2001; Yi & Baumgartner, 2011)。為了更好地了解 and 預測此種重要現象，數種量表已被開發出來，以測量消費者的衝動購買傾向(Beatty & Elizabeth Ferrell, 1998; Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。

藉由傳統的態度與態度到行為模式，例如：理性行為理論(Theory of Reasoned Action; TRA)(Ahrholdt, 2011; Ajzen & Fishbein, 1980; Fishbein & Ajzen, 1975)，態度是以認知為主要基礎的結構，衝動購買是獲自成本與利益的考量。另一種觀點，似乎是一種更適用於衝動購買情況的觀點，態度可能基於不同的定性元素，一方面是認知(例如有關於成本與利益的信念)，及另一方面是情感(如興奮,害怕,或高興的感覺)(Ajzen, 2001; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。

有些研究已證實，衝動購買傾向的特定產品性質，預計特定產品的衝動購買傾向將正向的相對於相同產品類別的衝動購買行為，但與無相關的產品類別的衝動購買行為無相關聯(Jones et al., 2003)。例如：高獨特性需求(三種維度 - 創造性選擇、非大眾化選擇及相似性避免)(Ayalla Ruvio, Aviv Shoham, & Maja Makovec Brencic, 2008; Snyder & Fromkin, 1977; Tian, Bearden, & Hunter, 2001)是渴望擁有獨特的產品，從與其他人有所差別，來提供差異性。相反地，如果一項產品已經變得司空見慣，高獨特性需求的消費者可能降低此類產品的消費(Cheema & Kaikati, 2010; Jones et al., 2003)。

2.2 展望理論的效果

期望效用理論(expected utility theory; EUT)認為決策分析基於風險佔有重要的地位(Bernoulli, 1954)。展望理論(Prospect Theory; PT)(係由丹尼爾·卡內曼Daniel Kahneman與阿摩司·特維斯基Amos Tversky在1979年所提出)對期望效用理論(EUT)提出批評(Kahneman & Tversky, 1979)：期望理論係依風險展望間數種普遍效果做選擇所建立的，其偏誤原則與效用理論並不一致。首先，人們對產出的考慮，相對於僅有機率，是較重視確定性 - 這種現象被稱為確定效果(certainty

effect; CE))(Kahneman & Tversky, 1979; Karmarkar & Tormala, 2010; Weber & Chapman, 2005)；其次，人們在考慮所有展望時，通常會遺棄部份組成要素 – 這種傾向被稱做分離效果(isolation effect; IE)(Kahneman & Tversky, 1979; Zhao & Meyer, 2007)；第三，負向的展望間偏好是正向的展望間偏好的鏡像 – 這種類型被稱做反射效果(reflection effect; RE)(Climaco, 2004; Kahneman & Tversky, 1979)。然而，這些展望理論的效果尚未被充份地應用於探索衝動購買行為。

2.2.1 確定效果(certainty effect; CE)

人們對產出的考慮，相對於僅有機率，是較重視確定性 – 這種現象被稱為確定效果(certainty effect; CE) (Kahneman & Tversky, 1979; Karmarkar & Tormala, 2010; Weber & Chapman, 2005)。例如：以下的那一案，你較偏愛？A 案: (3,000, 90%)，B 案: (6,000, 45%)。

在此兩案，A 案與 B 案有相同的期望值(expect value; EV)。

$EV(A) = 3,000 * 90\% = 2,700$; $EV(B) = 6,000 * 45\% = 2,700$ 。N = 66 → A: [86%] > B: [14%]。

此結果顯示，約有 86% 的對象偏愛 A 案，而僅有 14% 的對象選擇 B 案。

2.2.2 分離效果(isolation effect; IE)

為了在各種方案中簡化選擇，人們經常會忽略選擇方案的部份要素，且會將焦點放在離他們較近的要素上。這種選擇的方式會產生不一致的偏好，因為成對的展望能被拆解出部份共同的特殊偏好，而且不同的拆解方式，有時會產生不同的偏好差異 – 這種現象被稱為分離效果(isolation effect; IE) (Kahneman & Tversky, 1979; Zhao & Meyer, 2007)。例如，考慮以下的遊戲。

(1) 一步驟：方案 C: (4,000, 20%)，方案 D: (3,000, 25%)。

在 C, D 兩個方案， $EV(C) = 4,000 * 20\% = 800$; $EV(D) = 3,000 * 25\% = 750$ 。N = 95 → C: [65%] > D: [35%]。

(2) 兩步驟：步驟 1: 75% 沒有贏得任何東西就結束遊戲，而 25% 可進入步驟 2；步驟 2: 方案 E: (4,000, 80%)，方案 F: (3,000, 100%)。

在 E, F 兩個方案，

$EV(E) = 4,000 * 25\% * 80\% = 800 = EV(C)$; $EV(F) = 3,000 * 25\% * 100\% = 750 = EV(D)$ 。

N = 95 → E: [20%] < F: [80%]。

注意在此遊戲，方案 E 與方案 F，它們的機率分別為 $0.25 * 0.8 = 0.20$ 贏 4,000 及 $0.25 * 1.0 = 0.25$ 贏 3,000，與前面的方案 C 及方案 D 相同，為 (4,000, 0.20) 及 (3,000, 0.25)。

然而，顯然的兩種問題的偏好選擇是不同的。

2.2.3 反射效果(reflection effect; RE)

負向的展望間偏好是正向的展望間偏好的鏡像 – 這種類型被稱做反射效果(reflection effect; RE) (Climaco, 2004; Kahneman & Tversky, 1979)。因此，展望的反射會圍繞著 0 反射，而產生相反的偏好順序(見表 1)。在表 1 中， $EV(G) = 3,000 * 90\% = 2,700$; $EV(H) = 6,000 * 45\% = 2,700 = EV(G)$; $EV(I) = -3,000 * 90\% = -2,700 = -EV(G)$; $EV(J) = -6,000 * 45\% = -2,700 = EV(I) = -EV(H)$ 。

表 1 正向的展望與負向的展望

正向的展望的方案	負向的展望的方案
G: (3,000, 90%), H: (6,000, 45%)	I: (-3,000, 90%), J: (-6,000, 45%)
N = 66 → G: [86%] > H: [14%]	N = 66 → I: [8%] < J: [92%]

2.3 價格折扣的衝動購買意願

價格是鼓勵享樂購買的關鍵因素之一(Dittmar & Drury, 2000; M. Y. Lee, Kim, & Fairhurst, 2009; Michael, Stephen, Susan, & Rebekah, 2006; Nafari & Shahrabi, 2010)。最近，有一項研究針對南韓消費者的研究，使用價格屬性當感知的因素，發現價格是購買衣服的網站瀏覽及電子(e)衝動購買的重要因素(Park et al., 2011)。先前的另一項研究基於社會建構理論，提出一個衝動購買的模型，在英國南部Sussex大學，對25-35歲的學生以個人訪問做衝動購買的調查，結果顯示考慮價格的衝動購買人數比例，在女性大約有16.1% (55/341)，在男性大約有22.6% (65/288) (Dittmar, Beattie, & Friese, 1995)。

消費者的購買可能因為工作壓力及缺少休閒時間而非常匆忙(Lo et al., 2011; Weber & Chapman, 2005)。因為衝動購買係非計畫性的及可能非常會快速地發生，經常做購買決定較少思考，且容易受周圍環境影響(Lo et al., 2011)。所以，特別的折扣及他人的推薦等購買情境，會引導消費者衝動購買(Lo et al., 2011)。使用者的意見和相關商品的價格比較，也可能會對消費者的購買決策有影響(Lo et al., 2011; Verhagen & van Dolen, 2011; Wood, 1998)。

考慮先前對於做決策時間的經驗的效果的研究，簡略地考慮可能並非衝動購買行為的一項良好指標，而是要讓消費者到產品領域體驗(Lo et al., 2011; Weber & Chapman, 2005)，且當她/他見到產品時，可考慮設法讓她/他知道有一個好的價格及價值(Wood, 1998)。有明顯的女性的傾向報告指出"立即在短暫時間"衝動購買，在一般性上的測量，可能更有相關性。例如，女性花費更多的時間逛街(Weber & Chapman, 2005; Wood, 1998)，更享受它，及更可能為一項產品去比較價錢，去使用優惠卷，或去從事"特價商品追獵"(Wood, 1998)。

3. 研究模型與發展假設

人格特質(personality trait)已被定義為行為、想法及情緒的習性模式(Kassin, 2003)，心理學特質理論(Trait Theory in Psychology; TTP)是人格研究的一種方法，依據此種觀點，人格特質是跨時間相對穩定的，跨個人有差異，而且會影響行為。這種架構的類似概念，已被穩健地顯現在許多人類行為的研究，且比其他觀點有更多實務偏好(Cheema & Kaikati, 2010; Jones et al., 2003; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。本研究基於心理學特質理論(TTP)及先前的研究結果，建立研究模型(見圖1)(Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001; S. Weun et al., 1997; S. Weun et al., 1998)。

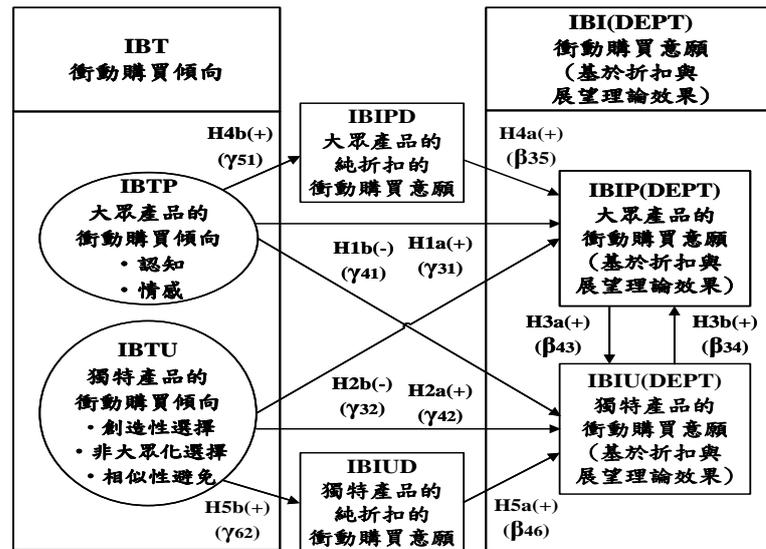


圖 1 研究模型與關係假設

本研究的焦點在衝動購買傾向(impulse buying tendency; IBT)對衝動購買意願(impulse buying intention; IBI)的影響 (Jones et al., 2003)。研究產品包含大眾產品與獨特產品，大眾產品的衝動購買傾向用認知與情感兩個測量構面(Cheema & Kaikati, 2010; Jones et al., 2003; B. Verplanken & Herabadi, 2001); 獨特產品的衝動購買傾向包括創造性選擇、非大眾化選擇及相似性避免三個測量構面(Cheema & Kaikati, 2010; Tian et al., 2001)。

價格對購物決策有重要吸引力(或刺激)，先前的研究提出消費者基於價格或提供特定的促銷，有更多可能會做出衝動購買(Honkanen et al., 2012; Lo et al., 2011; Park et al., 2011; Tafesse & Korneliussen, 2012)。特別地，本文增加展望理論的效果 (Kahneman & Tversky, 1979)與衝動購買意願的連結，因為研究人員們預計衝動購買意願可能受到價格折扣與展望理論效果影響(Karmarkar & Tormala, 2010; Weber & Chapman, 2005)。此外，純折扣的衝動購買意願也可能會是衝動購買傾向與衝動購買意願之間的中介因素。此研究模型中，以確定效果及分離效果代表展望理論的效果，係考慮在價格折扣的情況下，反射效果為價格折扣的負向展望(價格折扣的負向展望為比原售價更昂貴)，其衝動購買意願可能低於純折扣的衝動購買意願，實務應用上對銷售者或購買者而言，都是較不具有價值與貢獻的做法(或方案)。並且，先分別以50位某機構的在職工作者及60位國立臺北科技大學的在校大學生實施測試，測試結果發現確實是如此。

依照消費者行為文獻，本研究定義衝動購買(impulse buying; IB)為‘一個突然的及立即的購

買，購物行程之前沒有購買意願，它是非計畫性的及不由自主的’ (Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; Verhagen & van Dolen, 2011; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。為了更加清晰地瞭解建議的研究模型，表 2 列出各種名詞定義及它們的參考文獻。

表 2 名詞定義及其參考文獻

編碼(次結構)	定義	參考文獻
IB： 衝動購買	衝動購買是一個突然的及立即的購買，購物行程之前沒有購買意願，它是非計畫性的及不由自主的。	(Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; Verhagen & van Dolen, 2011; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBT： 衝動購買傾向	個人可能做出衝動購買的程度。	(Honkanen et al., 2012; Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBTP： 大眾產品的衝動購買傾向	個人可能做出大眾產品衝動購買的程度。	(Honkanen et al., 2012; Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBTU： 獨特產品的衝動購買傾向	個人可能做出獨特產品衝動購買的程度。	(Cheema & Kaikati, 2010; Ruvio, Shoham, & Brencic, 2008; Snyder & Fromkin, 1977; Tian et al., 2001)
IBI： 衝動購買意願	消費者的衝動購買意願的程度。	(Fishbein & Ajzen, 1975; Omar & Owusu-Frimpong, 2007; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBIP (DEPT)： 大眾產品的衝動購買意願 (基於折扣與展望理論效果)	基於折扣與展望理論效果，消費者的大眾產品衝動購買意願的程度。	(Fishbein & Ajzen, 1975; Omar & Owusu-Frimpong, 2007; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBIU (DEPT)： 獨特產品的衝動購買意願 (基於折扣與展望理論效果)	基於折扣與展望理論效果，消費者的獨特產品衝動購買意願的程度。	(Cheema & Kaikati, 2010; Climaco, 2004; Kahneman & Tversky, 1979; Karmarkar & Tormala, 2010; Snyder & Fromkin, 1977; Zhao & Meyer, 2007)
IBIPD： 大眾產品的純折扣的 衝動購買意願	基於純價格折扣，消費者的大眾產品衝動購買意願的程度。	(Honkanen et al., 2012; Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001)
IBIUD： 獨特產品的純折扣的 衝動購買意願	基於純價格折扣，消費者的獨特產品衝動購買意願的程度。	(Cheema & Kaikati, 2010; Ruvio et al., 2008; Snyder & Fromkin, 1977; Tian et al., 2001)

3.1 衝動購買傾向(IBT)對衝動購買意願(IBI)的影響

先前的研究已證實，衝動購買傾向(IBT)在人格特質具有堅實的基礎(B. Verplanken & Herabadi, 2001)，特定產品的衝動購買傾向(IBT)，被預期會正向地與同產品類別的衝動購買行為

相關聯，對無相關類別產品的衝動購買行為無關聯(Jones et al., 2003)。與一般性測量比較時，以特定產品類別來測量衝動購買傾向(IBT)對衝動購買行為的影響，會有更好的預測效果(Jones et al., 2003; Midgley & Dowling, 1978)。例如：一個高獨特需求的結果，將更渴望去擁有獨特產品，以提供與其他人的差異。與此相反地，高獨特性的消費者，可能會降低消費已變得很平凡的普通產品(Cheema & Kaikati, 2010; Simonson & Nowlis, 2000; Snyder & Fromkin, 1977)。

依照先前的研究，本研究的主要焦點是大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向(IBT)對大眾產品與獨特產品的衝動購買意願(IBI)的影響。大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向(IBT)，已被建議可能會是對自身產品的衝動購買意願(IBI)的更好預測因子，且可能會降低非自身產品的衝動購買意願果(Jones et al., 2003; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。因此，以下假設被提出：

H1a: 大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)對大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]有正向的影響。

H1b: 大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)對獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]有負向的影響。

H2a: 獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)對獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]有正向的影響。

H2b: 獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)對大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]有負向的影響。

3.2 大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]與獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]之間的關係，以及兩種純折扣衝動購買意願(IBIPD與IBIUD)的中介作用

價格折扣對購物決策有重要吸引力(或刺激)，先前的研究已經證實，消費者可能基於低價格或特殊促銷，有更多可能會做出衝動購買(Honkanen et al., 2012; Lo et al., 2011; Park et al., 2011; Tafesse & Korneliussen, 2012)。對購物者做決策而言，降低價格經常是最有吸引力的因素。當購物時，消費者相當依賴價格資訊(Bayley & Nancarrow, 1998; Rook & Fisher, 1995; Sharma et al., 2010; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。暴露於外部的刺激(例如：額外的折扣及降低價格)(Lo et al., 2011; Nafari & Shahrabi, 2010; Park et al., 2011)，經常會吸引消費者衝動購買(Dittmar & Drury, 2000; M. Y. Lee et al., 2009; Michael et al., 2006)。

對於解釋消費者的衝動購買意願(IBI)，價格折扣是重要的(Lo et al., 2011; Park et al., 2011; Tafesse & Korneliussen, 2012)。最近的研究發現，享樂性、低價格、心情、特價促銷，及衝動購買特質，都會影響消費者在零售商店的衝動購買(Kacen, Hess, & Walker, 2012)。本研究的衝動購買意願，不僅基於價格折扣，而且包括展望理論的兩項效果(確定效果與分離效果)(Karmarkar & Tormala, 2010; Weber & Chapman, 2005)。因此，藉價格折扣與展望理論效果的大眾產品的衝動購買意願IBIP(DEPT)與藉價格折扣與展望理論的獨特產品的衝動購買意願IBIU(DEPT)，可能會產生相互的正向的影響。此外，純折扣的衝動購買意願(IBIPD與IBIUD)可能正向的影響自身產品基於折扣與展望效果的衝動購買意願[(IBIP(DEPT)或IBIU(DEPT)]，而衝動購買傾向(IBIPT與IBIUT)也可能透過純折扣的衝動購買意願(IBIPD與IBIUD)的中介作用，而對自身產品基於折扣與展望效果的衝動購買意願[IBIP(DEPT)或IBIU(DEPT)]產生正向的影響。因此，以下假設被提出：

- H3a: 大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]對獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]有正向的影響。
- H3b: 獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]對大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]有正向的影響。
- H4a: 大眾產品的純折扣的衝動購買意願(IBIPD)對大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]有正向的影響。
- H4b: 大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)會經由大眾產品的純折扣的衝動購買意願(IBIPD)的中介作用，對大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIP(DEPT)]有正向的影響。
- H5a: 獨特產品的純折扣的衝動購買意願(IBIUD)對獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]有正向的影響。
- H5b: 獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)會經由獨特產品的純折扣的衝動購買意願(IBIUD)的中介作用，對獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)[IBIU(DEPT)]有正向的影響。

4. 研究方法

4.1 參與者

對台灣七所大學的大學部在校學生實問卷調查，扣除回收問卷中填答不完整者後，有效問卷總計有544份。本研究參考MacCallum et al. (1996)的建議，設定檢定力 (power = 0.8) 及假設模型RMSEA < 0.05 (替選模型RMSEA < 0.08), $\alpha < 0.05$, 使用R的官方網站(<http://www.r-project.org/>)免費提供的 R 程式，以測量模型自由度(DF = 54)，進行樣本數估算，求得 $n = 202$ ，並以本研究樣本數544，求算檢定力 (power)，求出power = 0.9986031(MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996)，本研究的有效樣本數為 544 份，也符合一般經驗法則樣本數應大於 200 的要求，應能滿足需求。由於受測者來自七所大學，考量血型可能影響衝動購買傾向，執行以血型及學校交叉分類的卡方分配同質性檢定，結果顯示Pearson卡方值為11.779(自由度= 18)，漸近顯著性(雙尾) $P = 0.858 (>0.05)$ (不顯著)，表示不同學校樣本在血型分類上並無不同，應可將樣本合併。參與受測的在校大學生，包含中華科技大學73位(佔13.4%)、元培科技大學70位(佔12.9%)、國立臺北科技大學99位(佔18.2%)、國立臺北商業技術學院97位(佔17.8%)、國防大學管理學院58位(佔10.7%)、華夏技術學院65位(佔11.9%)，及聖約翰科技大學82位(佔15.1%)(依校名筆劃順序排列)。問卷發放及解說係委請在前述學校擔任教職的教師們協助，包括王秀菁、吳勝富、林吳衍玲、張淑娟、連振熙、彭金堂、熊南欣、劉佳蒨及賴奕安9位老師(依姓名筆劃順序排列)，資料鍵入電腦工作係由田馥華協助完成，特別在此再次地感謝他們義務地熱心的協助。其中，受測對象的男性與女性比例為50.0%與50.0%。此外，將參與者依照性別、血型、年齡(足歲)及月均消費金額(新台幣)，進行分類統計，人口統計變量見表3。

表3 參與者的人口統計變量 (樣本數 = 544)

人口統計變量	類別	次數	百分比
性別	男性	272	50.0%
	女性	272	50.0%
血型	A 型	139	25.5%

	B 型	120	22.1%
	AB 型	36	6.6%
	O 型	249	45.8%
年齡(足歲)	≤ 18 歲	30	5.5%
	19 歲	98	18.0%
	20 歲	186	34.2%
	21 歲	99	18.2%
	22 歲	98	18.0%
	≥ 23 歲	33	6.1%
月均消費金額(新台幣)	≤ 4,999 元	196	36.0%
	5,000 – 9,999 元	289	53.1%
	≥ 10,000 元	59	10.9%

4.2 程序

透過對臺灣七所大學的大學部在校生做問卷調查來收集資料。過去的研究結果指出，最可能衝動購買的商品類別是衣服與音樂，雜誌與裝飾品是第三類及第四類，傢俱及汽車配備是最低的兩類 (Cheema & Kaikati, 2010; Dittmar et al., 1995; Nam et al., 2007; Park et al., 2011; Sloot, Verhoef, & Franses, 2005)。本研究用珍珠奶茶當大眾產品的代表產品，以及用新型智慧型手機做獨特產品的代表產品，預計大眾產品與獨特產品均會受價格折扣與展望理論的確定效果與分離效果，增加個別的衝動購買意願。隨後對60位國立臺北科技大學的大學部在校生進行預測試，顯示兩項代表產品均能被在校大學生認同與接受。

本研究依據多元指標原則，使用多問項量表建構本研究的衝動購買傾向量表。大多數的測量問項，均取自消費者行為文獻，研究團隊修訂所有衝動購買傾向問項，成為大眾產品的衝動購買傾向(包含認知構面及情感構面) (Honkanen et al., 2012; Jones et al., 2003; Tafesse & Korneliussen, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001)，並修訂所有獨特性需求問項，成為獨特產品的衝動購買傾向(包含創造性選擇構面、非大眾化選擇構面及相似性避免構面) (Cheema & Kaikati, 2010; Ruvio et al., 2008; Snyder & Fromkin, 1977; Tian et al., 2001)。

問卷被構建後，先由英文翻譯為繁體中文，再倒翻譯回英文，之後再一次與原始問卷比對 (Climaco, 2004; Kahneman & Tversky, 1979; Karmarkar & Tormala, 2010; Zhao & Meyer, 2007)。然後，依照展望理論效果的精神 (Kahneman & Tversky, 1979)，本研究團隊結合價格折扣設計一些問題 (見附錄 A)。隨後，由國立臺北科技大學的在校大學生中，徵求 60 位志願者，做一次預測試，以評估問卷的清晰度、信度及效度。然後，由研究團隊討論及建議一些改進。

4.3 測量

為了測量衝動購買傾向與衝動購買意願，本研究應用接下來的程序。首先，依據理論建構假設模型、構念被概念化、建立操作性定義，並發展各項假設。第二，選擇測量問項，外生潛在變數的每個測量項目都是基於消費者行為文獻，置入構念的每一概念項目中(為確認內容效度) (FJr, Black, Babin, & Anderson, 2010)。第三，透過60位志願的在校大學生進行預測試，去評估問卷的清晰度、信度及效度，並分別對IBTP及IBTU測量題項高低27%平均分數執行題項分析(結果顯示兩構面所有題項雙尾顯著性均為0.000，表示所有題目均有鑑別力)。第四，召開一次由5名

工商管理博士生與15位志願參與的在校大學生的討論會，以確認內容及表面效度（最終目標是測量項目中所有問項的 Cronbach's $\alpha > 0.7$ ）。第五，完成以下項目驗證：(1)證明展望理論的效果；(2)執行驗證性因素分析(confirmatory factor analysis; CFA)及確認測量模型的信度與效度；(3)共同方法變異(common method variances; CMV)預防與檢測(Chen et al., 2012; Kim & Kankanhalli, 2009; Podsakoff, MacKenzie, Jeong-Yeon Lee, & Podsakoff, 2003; Verhagen & van Dolen, 2011)；(4)結構方程模型(structural equations modeling; SEM)配適度的查核及假設測試；(5)中介變數的檢測(test of mediators)；(6)模型跨效度分析(cross-validation analysis) (Diamantopoulos, Siguaaw, & Siguaaw, 2000; FJr et al., 2010)與Bollen-Stine P值校正(Bollen & Stine, 1992)；及(7)性別在IBT對IBI影響強度的差異檢定。

5. 資料分析與結果

5.1 證明價格折扣與展望理論效果對衝動購買意願的影響

在過去的研究中，展望理論的效果藉由價格折扣對衝動購買意願的影響，尚無明確的證據被發現與報告。本研究完成藉由價格折扣與兩項展望理論的衝動購買效果(確定效果與分離效果)，用個人對方案的偏愛人數與百分比比較，得到以下結果：CEP1(385)(70.8%)>CEP2(159)(29.2%)，IEP21(448)(82.4%)>IEP22(96)(17.6%)；EU1(392)(72.1%)>CEU2(152)(27.9%)，IEU21(451)(82.9%)>IEU22(93)(17.1%)，結果證實，在本研究中，兩項展望理論的效果(確定效果與分離效果)對衝動購買意願的影響都存在(見表4)。因此，本研究以CEP1與IEP21的平均值代表大眾產品價格折扣與展望理論效果的衝動購買意願[IBIP(DEPT)]，以CEU1與IEU21的平均值代表獨特產品價格折扣與展望理論效果的衝動購買意願[IBIU(DEPT)]。因為大眾與獨特產品確定效果的第一個方案之衝動購買意願(CEP1與CEU1)，其定義均為100%折扣的衝動購買意願，恰好是純折扣的衝動購買意願，故本研究大眾與獨特產品的純折扣衝動購買意願，正好均和確定效果第一方案的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)相同(IBIPD = CEP1, IBIUD = CEU1)。另外，以SPSS 21軟體進行大眾產品與獨特產品展望理論綜合果與純折扣的衝動購買意願的成對樣本 t 檢定(見表5)。所有展望理論效果的定義，見附錄 A。

表4 衝動購買意願的展望效果 (樣本數 = 544)

產品	展望理論的衝動購買效果	偏好人數(百分比)	方案	總和	平均數	標準差
大眾 產品	確定效果(偏好人數百分比)	385(70.8%)	CEP1	2,618	4.81	1.043
	(CEP1偏好人數多於CEP2)	159(29.2%)	CEP2	2,422	4.45	1.199
	分離效果(偏好人數百分比)	448(82.4%)	IEP21	2,756	5.07	1.110
	(IEP21偏好人數多於IEP22)	96(17.6%)	IEP22	2,364	4.35	1.190
	基於折扣與展望效果[IBIP(DEPT)] = (CEP1 + IEP21)/2	IBIP(DEPT) > IBIPD	IBIP (DEPT)	2,687	4.94	0.992
	大眾產品純折扣的衝動購買意願(IBIPD)		IBIPD	2,618	4.81	1.043
	原價格(IBIPO)		IBIPO	1,547	2.84	1.177
獨特 產品	確定效果(偏好人數百分比)	392(72.1%)	CEU1	2,609	4.80	.960
	(CEU1偏好人數多於CEU2)	152(27.9%)	CEU2	2,390	4.39	1.215
	分離效果(偏好人數百分比)	451(82.9%)	IEU21	2,752	5.06	1.101
	(IEU21偏好人數多於IEU22)	93(17.1%)	IEU22	2,359	4.34	1.207
	基於折扣與展望效果[IBIU(DEPT)] = (CEU1 + IEU21)/2	IBIU(DEPT) > IBIUD	IBIU (DEPT)	2,681	4.93	0.938
	獨特產品純折扣的衝動購買意願(IBIUD)		IBIUD	2,609	4.80	.960
	原價格(IBIUO)		IBIUO	1,475	2.71	1.090

註：衝動購買意願平均數均為544位受測者的平均數，

以CEP1與IEP21的平均值代表IBIP(DEPT)，以CEU1與IEU21的平均值代表IBIU(DEPT)。

表5 衝動購買意願的成對樣本 t 檢定 (樣本數 = 544)

產品	展望效果與 純折扣的 衝動購買意願 的成對比較	成對差異		t 值	自由度	顯著性 (雙尾)
		平均數	95% 信賴區間 的差異 下界 下界			
大眾產品	IBIP(DEPT) – IBIPD	0.127	0.091 0.162	7.045	543	.000
獨特產品	IBIU(DEPT) – IBIUD	0.131	0.095 0.168	7.048	543	.000

註：(1) IBIP(DEPT) = (CEP1 + IEP21)/2，IBIU(DEPT) = (CEU1 + IEU21)/2。

(2) IBIPD = CEU1, IBIUD = IEU1。

然後，本研究用類似先前學者使用的前後 50% 的分類方式，將大眾與獨特產品的衝動購買傾向，切割為較高及較低的兩類，分別測試較高及較低的大眾產品與獨特產品衝動購買傾向者的

衝動購買意願的差異(Kukar-Kinney, Ridgway, & Monroe, 2012; Youn & Faber, 2000)。由確定效果(CE)及分離效果(IE)中，選取有較高衝動購買意願平均數者[大眾產品: CEP1, IEP21, IBIP(DEPT); 及獨特產品: CEU1, IEU21, IIBIU(DEPT)]，視為大眾產品及獨特產品的確定效果、分離效果，及展望理論綜合效果，用獨立樣本 t 檢定，執行衝動購買意願的差異性檢定，較高衝動購買者平均數，指示其衝動購買意願較高。結果指出，在大眾產品及獨特產品的高低衝動購買傾向者間，確定效果、分離效果及展望理論綜合效果的衝動購買意願，都具有顯著差異(見表 6)。

表 6 較高與較低的衝動購買者之間展望理論效果的差異 (樣本數 = 544)

產品	較高衝動購買者 ^a	較低衝動購買者 ^b	t 值	自由度	顯著性(雙尾)
大眾產品	平均數	平均數			
(反應人數)	(231)	(313)			
CEP1	5.26	4.49	9.379	542	P < 0.000
IEP21	5.55	4.71	9.500	542	P < 0.000
IBIP(DEPT)	5.40	4.60	10.594	542	P < 0.000
獨特產品	平均數	平均數			
(反應人數)	(217)	(327)			
CEU1	5.30	4.46	11.719	542	P < 0.000
IEU21	5.60	4.70	10.268	542	P < 0.000
IIBIU(DEPT)	5.45	4.58	12.541	542	P < 0.000

a: 反應得分在較高的衝動購買傾向；b: 反應得分在較低的衝動購買傾向；較高的平均數得分表示有較高的衝動購買意願。

在後續的研究中，本研究將由確定效果(CE)及分離效果(IE)中，選取大眾產品及獨特產品對衝動購買意願的效果較高者的平均值(大眾產品: CEP1, IEP21; 及獨特產品: CEU1, IEU21)，當作展望理論綜合效果衝動購買意願(基於折扣與展望效果)，即 $IBIP(DEPT) = (CEP1 + IEP21)/2$ ， $IIBIU(DEPT) = (CEU1 + IEU21)/2$ 。然後，透過SEM以Amos 21軟體，去證實個人的衝動購買傾向對藉由折扣與展望理論效果的衝動購買意願的影響。

5.2 量測的信度與效度

驗證性因素分析(CFA)被應用於測量模型的適當性測試：使用Amos 21軟體，以最大概似估計法(maximum likelihood estimation; MLE)及拔靴(bootstrap)演算最大概似估計法(MLE)執行迭代(interaction)分析，模型的配適度被證明具有良好的配適度($\chi^2 = 135.942$, $DF = 54$, $\chi^2/DF = 2.517$, $P = 0.000$, $GFI = 0.962$, $AGFI = 0.936$, $CFI = 0.985$, $RMSEA = 0.053$ ，此處將模式中只有一個測量指標的測量誤差項之變異數均設定為 0)(見表9)。544位有效反應者的填答結果，被用來驗證研究量測的信度(Cronbach's α)、收斂效度及區別效度及。首先，透過 Cronbach's α (這些數值透過SPSS 21軟體計算)去估計測量信度，並計算測量模型的組合信度、項目對總體的最小相關及平均變異萃取量(見表7)。

表 7 信度與收斂效度統計量 (樣本數 = 544)

構面(問項數目)	Cronbach's α	組合信度	項目對總體 相關最小值	平均變異 萃取量
IBTP：大眾產品的衝動購買傾向 (4)	0.902	0.902	0.825	0.697
IBTU：獨特產品的衝動購買傾向 (5)	0.912	0.913	0.804	0.677
IBIP (DEPT)： 大眾產品的衝動購買意願 (基於折扣與展望理論效果)(1)	1.000	1.000	1.000	1.000
IBIU (DEPT)： 獨特產品的衝動購買意願 (基於折扣與展望理論效果)(1)	1.000	1.000	1.000	1.000
IBIPD：大眾產品的純折扣的 衝動購買意願 (1)	1.000	1.000	1.000	1.000
IBIUD：獨特產品的純折扣的 衝動購買意願 (1)	1.000	1.000	1.000	1.000

註：所有 Cronbach's α 值用 SPSS 21 軟體求算。

一般而言，所有 Cronbach's α 、組合信度值及項目對總體相關最小值，應超過 0.7，所有平均變異萃取量應超過 0.5，檢測結果，本研究所有值都超過可接受的標準（所有 Cronbach's α > 0.902；組合信度 > 0.902；項目對總體相關最小值 > 0.804；平均變異萃取量 > 0.677），證實本研究調查資料的測量模型的所有構面，皆具有可接受的信度與收斂效度。

隨後，藉由每一構面的平均變異萃取量的平方值，均大於構面與其他構面間相關的平方值，來證明區別效度，結果證實測量模型具有區別效度。表8 顯示IBIPD與IBIP(DEPT)間相關的平方是0.839，IBIUD與IBIU(DEPT)間相關的平方是 0.803，研判係因同類別產品的純折扣衝動購買意願與衝動購買意願(基於折扣與展望效果)相關性較高，此結果應該仍是合理的。

表8 區別效度：平均變異萃取量平方值與跨構面間相關的平方值（樣本數 = 544）

構面	IBTP	IBTU	IBIP (DEPT)	IBIU (DEPT)	IBIPD	IBIUD
IBTP	0.486					
IBTU	0.077	0.458				
IBIP (DEPT)	0.319	0.053	1.000			
IBIU (DEPT)	0.057	0.372	0.135	1.000		
IBIPD	0.260	0.039	0.839	0.100	1.000	
IBIUD	0.058	0.279	0.114	0.803	0.097	1.000

註：黑體數值（對角線）是個別構面平均變異萃取量的平方值，

非對角線數值是構面間相關的平方值。

另外，增加一項 Amos 21 軟體 Bootstrap 信賴區間法測試(PC 及 BC 兩種方法信賴區間均訂為 95%，拔靴相同樣本 2,000 次)，求得所有構面間相關係數的信賴區間，均未包含 1 (即完全相關)，此結果表示構面之間具有區別效度(Torkzadeh, Koufteros, & Pflughoeft, 2003)。

5.3 共同方法變異的預防與檢測

本研究所有變量的數據都用在在大學生收集，雖已儘量跨校及跨學院(系所)調查，應仍難以排除測量變量之間關係被共同方法變異(common method variance; CMV)影響而膨脹的可能性。所以，本研究問卷採兩種方式(折扣或摸彩)說明、調整大眾產品與獨立產品發問順序、取消各構面標題及以不記名方式填答等，藉以降低CMV。並透過哈門氏測試(Harmon's test)及六因子模型 CFA與單因子模型CFA比較，執行共同方法變異(CMV)測試(Chen et al., 2012; Kim & Kankanhalli, 2009; Podsakoff et al., 2003; Verhagen & van Dolen, 2011)。首先，將所有變數以主成份分析法(principle components analysis; PCA)進行探索性因素分析(exploratory factor analysis; EFA)，以評估是否僅出現單一因素或單一因素佔有大多數的變異量。結果顯示出現多個因素，轉軸後最大變異第一個因素解釋32.1%變異，並無跡象發現有共同方法偏差(common method bias)。其次，執行六因子及單因子測量模型的驗證性因素分析(CFA)，假設的六因子模式配適度良好且其卡方值(χ^2)遠低於單因子模式，單因子模式的配適度極差且其卡方值(χ^2)極大，測量結果如表 9 所見。得到這種結論，似乎可合理推斷，所有變數的量測，可用分離架構來評估(Chen et al., 2012; Kim & Kankanhalli, 2009; Podsakoff et al., 2003; Verhagen & van Dolen, 2011)。因此，研究團隊相信CMV不致於威脅提報結果的有效性(Chen et al., 2012; Kim & Kankanhalli, 2009; Podsakoff et al., 2003; Verhagen & van Dolen, 2011)。

表 9 測量變數驗證性因素分析(CFA)的結果 (樣本數 = 544)

模型	卡方值(χ^2)	DF	χ^2/DF	P	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
假設的六因子模型	135.942	54	2.517	0.000	0.962	0.936	0.985	0.053
單因子模型 ^a	3174.853	65	48.844	0.000	0.501	0.301	0.438	0.297
理想的配適度標準 ^b	小	大	< 3	> 0.05	> 0.9	> 0.9	> 0.9	< 0.08

註：^a 所有六因子被合併為同一個因子；^b (FJr et al., 2010; Verhagen & van Dolen, 2011)。

5.4 假設測試

結構方程模型(SEM)被應用來估計結構模型及測試假設。先建立 SEM 模型假設，再設定 10 條路徑係數： γ_{31} (H1a), γ_{41} (H1b), γ_{42} (H2a), γ_{32} (H2b), β_{43} (H3a), β_{34} (H3b), β_{35} (H4a), γ_{51} (H4b), β_{46} (H5a), γ_{62} (H5b)，及令 $\beta_{43} = \beta_{34}$ 。經檢定無違犯估計(offending estimates)現象—誤差變異數皆為正且顯著，並無標準化迴歸係數介於 0.95 至 1 間，且無過大的標準誤。常態性估計係數顯示偏態係數(skew)及峰態係數(kurtosis)絕對值均小於 1，多變量(Multivariate)決斷值(c.r..) $13.264 > 5$ ，單變量均為常態，有多元非常態現象(Dillon, Kumar, & Mulani, 1987; FJr et al., 2010)。採最大似法(MLE)及拔靴演算最大似法(bootstrap ML method)執行迭代(interaction)估計，避免高估 χ^2 值及低估參數估計值，產生較穩定參數估計值，獲得標準化顯著 P 值，拔靴與樣本相

同大小樣本 2,000 次，並檢查 MLE 與 bootstrap 兩方法標準誤間差異(SE-SE)均小於或等於 0.001，雖有多元非常態，MLE 法估計結果可接受(Good, 2006; Kline, 2010)。

資料結果顯示結構模型具有良好配適度($\chi^2 = 174.798$, $DF = 59$, $\chi^2/DF = 2.963$, $P = 0.000$, $GFI = 0.953$, $AGFI = 0.927$, $CFI = 0.979$, $RMSEA = 0.060$) (見表 12)。各項標準化路徑係數(γ 及 β)及總體模型對內因變數的變異解釋係數 R^2 見圖 2，結構模型的標準化直接效果，標準化間接效果，標準化總效果，標準化路徑係數(γ 及 β)，標準化顯著 P 值，t 值及 R^2 ，及假設測試結果，顯示在表 10 中。

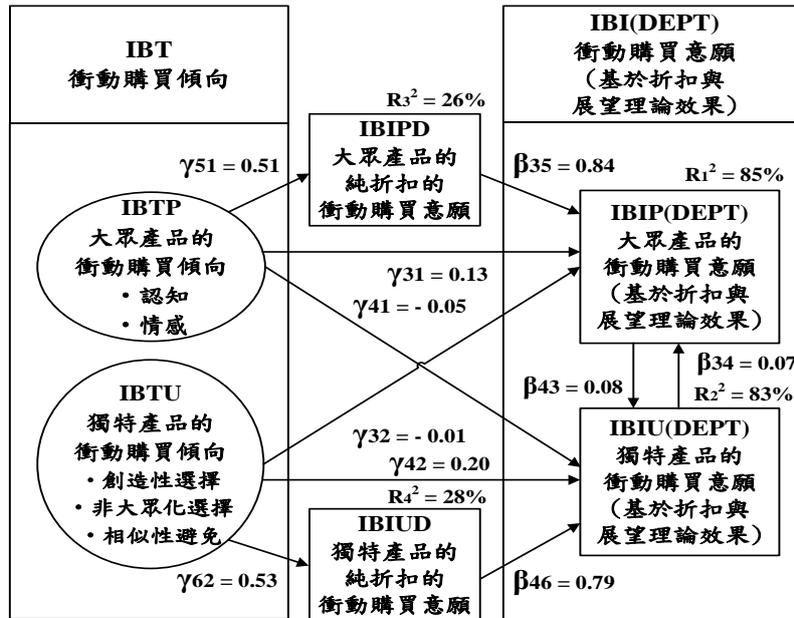


圖 2 研究模型測試結果(n = 544)

表 10 假設測試的結果(樣本數 = 544)

假設	路徑	標準化	標準化	標準化	標準化	標準化	t 值	假設 測試
		直接效果	間接效果	總效果	路徑係數	顯著值		
H1a	IBTP → IBIP (DEPT)	0.130	0.430	0.560	0.130 (γ_{31})	P = 0.001	6.045	支持
H1b	IBTP → IPIU (DEPT)	-0.048	0.043	-0.005	-0.048 (γ_{41})	P = 0.055 (n.s.)	-2.204	部份 支持
H2a	IBTU → IBIU (DEPT)	0.196	0.420	0.616	0.196 (γ_{42})	P = 0.001	8.295	支持
H2b	IBTU → IBIP (DEPT)	-0.011	0.042	0.031	-0.011 (γ_{32})	P = 0.575 (n.s.)	-0.562	部分 支持
H3a	IBIP(DEPT) → IBIU (DEPT)	0.076	0.000	0.077	0.076 (β_{43})	P = 0.001	5.120	支持
H3b	IBIU (DEPT) → IBIP (DEPT)	0.068	0.000	0.069	0.068 (β_{34})	P = 0.001	5.120	支持
H4a	IBIPD → IBIP (DEPT)	0.840	0.004	0.844	0.840 (β_{35})	P = 0.001	42.353	支持

H4b	IBTP → IBIPD	0.512	0.000	0.512	0.512 (γ_{51})	P=0.001	12.268	支持
H5b	IBIUD → IBIU (DEPT)	0.786	0.004	0.790	0.786 (β_{46})	P=0.001	35.975	支持
H5b	IBTU → IBIUD	0.531	0.000	0.531	0.531 (γ_{62})	P=0.001	12.836	支持

註：用拔靴演算最大概似方法(bootstrap ML method)迭代，以獲得標準化顯著效果 P 值。

PC confidence level = 95, BC confidence level = 95, 拔靴同樣樣本的次數為 2,000 次, n.s.表示不顯著。

結構模型的測試結果，顯示有八個假設(H1a, H2a, H3a, H3b, H4a, H4b, H5a, H5b)被支持，及兩個假設(H1b, H2b)被部分支持。IBTP 微弱地正向的影響 IBIP (DEPT)(標準化路徑係數 $\gamma_{31} = 0.13$, 顯著)，IBTP 極微弱地負向的影響 IBIU (DEPT)(標準化路徑係數 $\gamma_{41} = -0.05$, 不顯著)，IBTU 微弱地正向的影響 IBIU (DEPT)(標準化路徑係數 $\gamma_{42} = 0.20$, 顯著)，IBTU 極微弱地負向的影響 IBIP (DEPT)(標準化路徑係數 $\gamma_{32} = -0.01$, 不顯著)，IBIP (DEPT) 極微弱地正向的影響 IBIU (DEPT)(標準化路徑係數 $\beta_{43} = 0.08$, 顯著)，而 IBIU (DEPT) 極微弱地正向的影響 IBIP (DEPT)(標準化路徑係數 $\beta_{34} = 0.07$, 顯著)，IBIPD 極強烈地正向的影響 IBIP (DEPT)(標準化路徑係數 $\beta_{35} = 0.84$, 顯著)，IBTP 強烈地正向的影響 IBIPD(標準化路徑係數 $\gamma_{51} = 0.51$, 顯著)，IBIUD 極強烈地正向的影響 IBIU (DEPT)(標準化路徑係數 $\beta_{46} = 0.79$, 顯著)，IBTU 強烈地正向的影響 IBIP (DEPT)(標準化路徑係數 $\gamma_{62} = 0.53$, 顯著)。總體模型對 IBIP (DEPT) 變異的解釋力為 $R_1^2 = 85\%$ ，總體模型對 IBIU (DEPT) 變異的解釋力為 $R_2^2 = 83\%$ ，總體模型對 IBIPD 變異的解釋力為 $R_3^2 = 26\%$ ，總體模型對 IBIU (DEPT) 變異的解釋力為 $R_4^2 = 28\%$ 。

上述結果表示，大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIP(DEPT)]與獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIU(DEPT)]兩者間，雖彼此會相互影響，但其影響程度相當輕微，這說明了產品分類的影響大於價格的影響。獲得上述結果，表示本研究探討是否需針對大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向加以區分的必要性與重要性，藉此得到驗證。

5.5 中介變數的檢測(test of mediators)

為了檢測大眾產品的純折扣的衝動購買意願(IBIPD)與獨特產品的純折扣的衝動購買意願(IBIUD)兩項中介變數的中介效果(驗證是否具有中介作用，及是屬於部分中介或是屬於完全中介)，大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)影響大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIP(DEPT)]的間接效果(0.430)大於直接效果(0.130)，表示具有中介效果，意即指大眾產品純折扣的衝動購買意願(IBIPD)是大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)與大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIP(DEPT)]兩者間的中介變數。而且，獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)影響獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIU(DEPT)]的間接效果(0.420)大於直接效果(0.196)，表示也具中介效果，意即指獨特產品純折扣的衝動購買意願(IBIUD)是獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)與獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望效果)[IBIU(DEPT)]兩者的中介變數。

另外，本研究採用 1986 年由 Baron 與 Kenny 共同提出的三步驟檢測方法，並利用迴歸分析來檢測，檢測步驟如下：(1)自變數作用於中介變數，(2)自變數作用於應變數，(3)自變數與中介變數同時作用於應變數。除了中介變數的 β 係數須達統計顯著外，步驟 3 的自變數的 β 係數相對於步驟 2 而言必須下降，若自變數的 β 係數下降為不顯著，則為「完全中介」效果；若自變數的 β 係數下降卻仍呈現顯著，則為「部份中介」效果。檢測結果：兩項中介變數 β 係數均達統計顯

著，且以步驟3的自變數 β 係數與步驟2的自變數 β 係數相比較，均為下降卻仍呈現顯著，故應均屬於「部份中介」效果(若此處自變數的 β 係數下降為不顯著，則應屬於「完全中介」效果)，檢測數據見表11。此結果與用Amos 21軟體執行結構模型測試所求得之結果相符合(見表10)。

表 11 中介變數的檢測結果(樣本數 = 544)

步驟	自變數	應變數	β	Adjusted R ²	Sig.	自變數	應變數	β	Adjusted R ²	Sig.
	大眾產品					獨特產品				
1	IBTP	IBIPD	0.485	0.234	0.000	IBTU	IBIUD	0.506	0.255	0.000
2	IBTP	IBIP(DEPT)	0.538	0.288	0.000	IBTU	IBIU(DEPT)	0.585	0.341	0.000
3	IBTP	IBIP(DEPT)	0.122	0.850	0.000	IBTU	IBIU(DEPT)	0.544	0.383	0.000
	IBIPD		0.857		0.000	IBIUD		0.212		0.000

註：步驟3自變數的 β 係數相對於步驟2均下降，且自變數的 β 係數下降後均仍呈現顯著，故應均屬於「部份中介」效果。(若此處自變數的 β 係數下降為不顯著，則應屬「完全中介」效果)

5.6 模型跨效度分析(cross-validation analysis)與Bollen-Stine P值校正

為了驗證模型的跨效度，本研究依學者的建議 (Diamantopoulos et al., 2000; FJr et al., 2010)，執行以下測試：

- (1) 模型穩定性：以單一模型將同一樣本隨機切割為近似大小的兩群體，測試比較模型配適度。
- (2) 模型選擇性：以不同模型對同一樣本(增設模型為刪除兩種產品衝動購買意願的中介變數)，測試比較模型配適度。
- (3) 效度延展性：以單一模型對不同樣本(另對臺灣某政府機構發放問卷，並分別改用一般衣服與名牌包做為大眾產品與獨特產品的代表產品，回收有效樣本297份)，測試比較模型配適度。
- (4) 效度一般性：以不同模型對不同樣本(政府機構在職工作者樣本採用無中介變數模型)，測試比較模型配適度。

經上述測試證實假設的模型有良好的跨效度。另外，因為P值顯著($P < 0.05$)可能是模型真的不適應，也可能是樣本數大所造成，本研究以Bollen-Stine P值校正法修正P值，發現拔靴2,000次卡方值都優於原始樣本卡方值，修正後 $P = 1.000 (> 0.05)$ ，證明P值顯著純粹是因樣本數大所造成(Bollen & Stine, 1992)。假設模型(樣本數 = 544)、隨機切割近似的兩次樣本($n_1 = 262, n_2 = 282$)模型、新增無中介變數模型(以在校大學生544份樣本及在職工作者樣本297份測試)、以在職工作者樣本297份測試有中介變數模型及無中介變數模型，及Bollen-Stine P值校正之各項跨效度測試模型配適度指標見表12。

表 12 次樣本模組配適度指標的結果比較 (樣本數 = 544, 262, 282, 297)

模型	χ^2	DF	χ^2/DF	P	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
假設的模型 ^a ： (n = 544) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	174.798	59	2.963	0.000	0.953	0.927	0.979	0.060
	ECVI = 0.440 < ECVI (獨立模型) = 10.378							
Bollen-Stine P 值校正：	64.509	59	1.09	1.000	0.99	0.97	1.000	0.01

(令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	ECVI = 0.24								
模型穩定性：	102.231	59	1.733	0.000	0.943	0.912	0.984	0.053	
次樣本模組 1	ECVI = 0.637 < ECVI (獨立模型) = 10.472								
(n1 = 262) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	113.265	59	1.920	0.000	0.941	0.909	0.981	0.057	
次樣本模組 2	ECVI = 0.631 < ECVI (獨立模型) = 10.628								
(n2 = 282) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	147.163	59	2.494	0.000	0.960	0.938	0.980	0.052	
模型選擇性：無中介變數模型	ECVI = 0.389 < ECVI (獨立模型) = 8.152								
(n = 544) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	72.237	59	1.224	0.115	0.963	0.943	0.996	0.028	
效度延展性：	ECVI = 0.460 < ECVI (獨立模型) = 12.024								
在職者樣本，有中介變數模型	ECVI = 0.413 < ECVI (獨立模型) = 9.759								
(n3 = 297) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)	58.166	59	0.986	0.506	0.970	0.954	1.000	0.000	
效度一般性：	ECVI = 0.413 < ECVI (獨立模型) = 9.759								
在職者樣本，無中介變數模型	ECVI = 0.413 < ECVI (獨立模型) = 9.759								
(n3 = 297) (令 $\beta_{43} = \beta_{34}$)									
理想的配適度標準 ^a	小	大	< 3	> 0.05	> 0.9	> 0.9	> 0.9	< 0.08	

註：^a(FJr et al., 2010; Verhagen & van Dolen, 2011)，ECVI：期望跨效度指標(expected cross-validation indices)。

5.7 性別在IBT對IBI影響強度的差異檢定

為了瞭解不同性別是否在衝動購買傾向(IBT)對衝動購買意願(IBI)影響強度有所差異，本研究增加一項以性別(區分男性/女性)的跨群體的母體非標準化路徑係數差的檢定。本研究以性別區分為兩母體群組(男性群體272位及女性群體272位)，執行模型分析及與原先的假設模型比較，輸出(Output)項目增加勾選對差的臨界比(Critical ratios for differences)，並設定檢視(View)→界面性質(Interface Properties...)→其他(Misc)視窗設定為允許不同的群體有不同的路徑圖(Allow different path diagrams for different groups)，可求得以下結果(路徑係數皆以非標準化路徑係數標示)：

(1) 原始假設模型(全體 544 位)：令 $\beta_{43} = \beta_{34}$ 。

$\chi^2 = 174.798$, $DF = 59$, $\chi^2/DF = 2.963$, $P = 0.000$, $GFI = 0.953$, $AGFI = 0.927$, $CFI = 0.979$, $RMSEA = 0.060$ ；非標準化路徑係數 $\gamma_{31} = 0.11$ (顯著), $\gamma_{41} = -0.04$ (不顯著), $\gamma_{42} = 0.18$ (顯著), $\gamma_{32} = -0.01$ (不顯著), $\beta_{43} = 0.07$ (顯著), $\beta_{34} = 0.07$ (顯著), $\beta_{35} = 0.79$ (顯著), $\gamma_{51} = 0.49$ (顯著), $\beta_{46} = 0.79$ (顯著), $\gamma_{62} = 0.51$ (顯著)，變異解釋 $R_1^2 = 85\%$, $R_2^2 = 83\%$, $R_3^2 = 26\%$, $R_4^2 = 28\%$ 。

(2) 男性群體模型(272 位)：令 $\beta_{43} = \beta_{34}$ 。

$\chi^2 = 235.907$, $DF = 118$, $\chi^2/DF = 1.999$, $P = 0.000$, $GFI = 0.938$, $AGFI = 0.904$, $CFI = 0.979$, $RMSEA = 0.043$ ；非標準化路徑係數 $\gamma_{31} = 0.12$ (顯著), $\gamma_{41} = -0.05$ (不顯著), $\gamma_{42} = 0.13$ (顯著), $\gamma_{32} = -0.02$ (不顯著), $\beta_{43} = 0.08$ (顯著), $\beta_{34} = 0.08$ (顯著), $\beta_{35} = 0.78$ (顯著), $\gamma_{51} = 0.55$ (顯著), $\beta_{46} = 0.80$ (顯著), $\gamma_{62} = 0.44$ (顯著)，變異解釋 $R_1^2 = 85\%$, $R_2^2 = 84\%$, $R_3^2 = 29\%$, $R_4^2 = 24\%$ 。

(3) 女性群體模型(272 位)：令 $\beta_{43} = \beta_{34}$ 。

$\chi^2 = 235.907$, $DF = 118$, $\chi^2/DF = 1.999$, $P = 0.000$, $GFI = 0.938$, $AGFI = 0.904$, $CFI = 0.979$, $RMSEA = 0.043$; 非標準化路徑係 $\gamma_{31} = 0.11$ (顯著), $\gamma_{41} = -0.02$ (不顯著), $\gamma_{42} = 0.24$ (顯著), $\gamma_{32} = 0.004$ (不顯著), $\beta_{43} = 0.06$ (顯著), $\beta_{34} = 0.06$ (顯著), $\beta_{35} = 0.80$ (顯著), $\gamma_{51} = 0.42$ (顯著), $\beta_{46} = 0.72$ (顯著), $\gamma_{62} = 0.58$ (顯著), $R_1^2 = 86\%$, 變異解釋 $R_2^2 = 83\%$, $R_3^2 = 23\%$, $R_4^2 = 33\%$ 。

以上標示之路徑係數皆為非標準化係數，結果顯示，男性與女性群體皆具有良好配適度，可說明配置不變性成立的可能性極高。然後，選取兩模型 IBT 對 IBI 的非標準化路徑係數影響強度較強者 (γ_{A31} , γ_{A42} , γ_{A51} , β_{A35} , γ_{A62} , β_{A46} 及 γ_{B31} , γ_{B42} , γ_{B51} , β_{B35} , γ_{B62} , β_{B46})，執行非標準化路徑係數差異性的統計檢定，檢定臨界比 Z 值列於表 13。

最後，本研究繪製出女性與男性兩群體模型間衝動購買傾向 (IBT) 對衝動購買意願 (IBI) 的直接影響非標準化路徑係數 ($\gamma_{B31} : \gamma_{A31}$, $\gamma_{B42} : \gamma_{A42}$) 的差異比較圖，詳見圖 3 所示。結果顯示，在大眾與獨特產品的 IBT 對 IBI 的直接影響強度間，性別因素具有差異，但統計檢定結果顯示，在 95% 信心水準之下，大眾產品 (女性/男性臨界比 Z 的絕對值 = $-0.092 < 1.96$) 不具顯著差異，獨特產品 (女性/男性臨界比 Z 的絕對值 = $2.404 > 1.96$) 具有顯著差異。由圖 3 顯示，女性在校大學生對獨特產品在 IBT 對 IBI 的直接影響強度，遠大於大眾產品在 IBT 對 IBI 的直接影響強度。

表 13 女性與男性兩群體模型路徑係數差異的臨界比

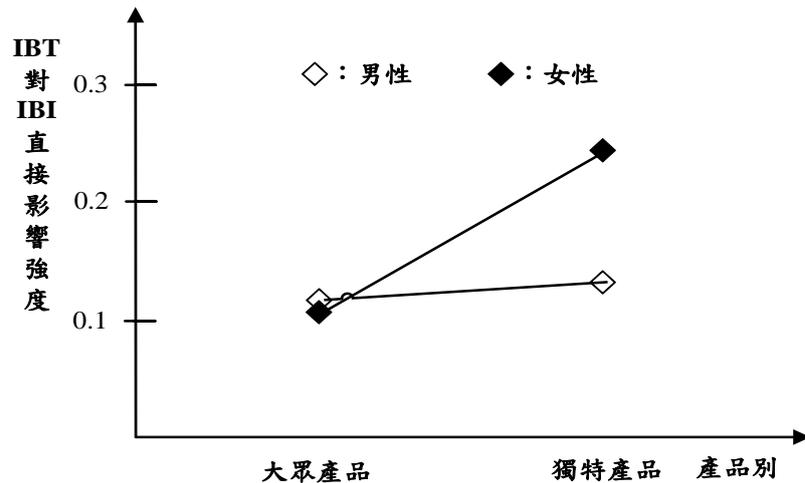
	γ_{A31}	γ_{A42}	γ_{A51}	β_{A35}	γ_{A62}	β_{A46}
	(0.115)	(0.132)	(0.546)	(0.783)	(0.443)	(0.798)
γ_{B31}	- 0.092					
(0.111)						
γ_{B42}		2.404				
(0.239)						
γ_{B51}			- 1.538			
(0.422)						
β_{B35}				0.496		
(0.802)						
γ_{B62}					1.687	
(0.577)						
β_{B46}						- 1.937
(0.716)						

註：(1) γ_{A31} , γ_{A42} , γ_{A51} , β_{A35} , γ_{A62} , β_{A46} 為男性群體模型 ($n_1 = 272$) 的路徑係數。

(2) γ_{B31} , γ_{B42} , γ_{B51} , β_{B35} , γ_{B62} , β_{B46} 為女性群體模型 ($n_2 = 272$) 的路徑係數。

(3) 本表所標示的各項路徑係數值皆為非標準化係數。

(4) 差異比較數值係統計檢定的 Z 值，Z 的絕對值大於 1.96 者，表示有顯著差異。



註：標示的路徑係數皆為非標準化係數。在95%信心水準下，大眾產品(Z的絕對值 < 1.96)無顯著差異，獨特產品(Z的絕對值 > 1.96)有顯著差異。標示的路徑係數皆為非標準化係數。

圖 3 性別在IBT對IBI直接影響強度的差異比較

6. 討論與結論

本研究屬於潛在心理變數間相關性的探討，採用結構方程模型分析應屬恰當，本文擴展對衝動購買的應用範疇，並提供以下四項貢獻：(1)藉由以展望理論結合價格折扣為基礎的調查，擴展了先前的衝動購買研究的領域，填補消費者行為研究文獻的缺口；(2)幫助瞭解價格折扣與展望理論效果在衝動購買意願的角色；(3)用大眾產品與獨特產品的IBT來預測結合價格折扣與展望效果的IBI，有良好的區別效果；以及(4)大眾產品與獨特產品的純折扣的衝動購買意願，在衝動購買傾向對衝動購買意願(基於折扣與展望效果)的影響間，皆具有部分中介作用的效果。證實衝動購買傾向與意願，透過展望理論效果及價格折扣的情境的心理學特質理論(TTP)的可應用性(Jones et al., 2003; Rook & Fisher, 1995; B. Verplanken & Herabadi, 2001)。另外，由於類似本研究應用心理學特質理論，將展望理論效果應用於衝動購買研究的不足，需要更多研究結果的佐證，才能產生充份的類推效果及建立驗證模型的理論。

首先，本文提供展望理論效果與價格折扣在衝動購買的角色的瞭解，並藉由展望理論的效果與價格折扣，使用樣本調查衝動購買意願，以驗證研究架構。因為反射效果藉由價格折扣的效果係負向展望(比原價更貴，將造成購買意願較低)，在衝動購買的實務應用上較無貢獻。所以，本研究團隊以預測試結果加以證實，再經過討論後，決定以衝動購買的確定效果及分離效果，代表衝動購買意願的展望理論效果。研究數據資料顯示，較高的大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向者，以及伴隨價格折扣的展望理論確定效果與分離效果的綜合效果，比較於純折扣的衝動購買意願，都會產生較高的衝動購買意願，並有顯著的差異。上述結果，經過測試驗證後，證明本研究的推論是正確的(見表4及表5)。

第二，雖然先前的研究已經把衝動購買傾向視為一般性的特質(Beatty & Elizabeth Ferrell, 1998; Punj, 2011; Rook & Fisher, 1995; Sharma et al., 2010; B. Verplanken & Herabadi, 2001)，本研究的結果顯示大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向，對結合展望理論效果與價格折扣的衝動購買意願的影響有所區別，且比價格更具區別效果。另外，本研究的結果，獲得下列重要發現：(1)

大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)強烈地正向的影響大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIP(DEPT)](H1a)；(2)大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)極微弱地負向的影響獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIU(DEPT)](H1b)，但路徑係數為不顯著；(3)獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)強烈地正向的影響獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIU(DEPT)](H2a)；(4)獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)極微弱地負向的影響大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIP(DEPT)](H2b)，但路徑係數為不顯著；(5)大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIP(DEPT)]與獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIU(DEPT)]，彼此間極微弱地正向的相互影響(H3a 與 H3b)；(6)大眾產品與獨特產品的純折扣的衝動購買意願，在衝動購買傾向與衝動購買意願之間，皆具有部分中介作用；(7)大眾產品與獨特產品的衝動購買傾向對衝動購買意願的影響強度間，性別因素具有差異，但統計檢定結果顯示，大眾產品($Z < 1.96$)不具顯著差異，獨特產品($Z > 1.96$)具有顯著差異，且女性在校大學生對獨特產品在IBT對IBI的直接影響強度的非標準化路徑係數，遠大於大眾產品在IBT對IBI的直接影響強度的非標準化路徑係數。

第三，為了驗證模型的跨效度(cross-validation)，本研究依學者的建議 (Diamantopoulos et al., 2000; FJr et al., 2010) 執行以下測試：(1)模型穩定性(隨機切割樣本為近似大小組樣本)($n1 = 262$, $n2 = 282$)；(2)模型選擇性(新增無中介變數模型)；(3)效度延展性(新增在職樣本)($n3 = 297$)；(4)效度一般性(新增無中介變數模型測試在職樣本)($n3 = 297$)，並測試比較各模型的配適度。經上述測試證實假設的模型有良好的跨效度。另外，因為 P 值顯著($P < 0.05$)可能是模型真的不適應，也可能是樣本數大所造成，本研究以 Bollen-Stine P 值校正法修正 P 值，發現拔靴2,000次卡方值都優於原始樣本卡方值，修正後 $P = 1.000 (> 0.05)$ ，證明 P 值顯著純粹是因樣本數大所造成 (Bollen & Stine, 1992)。

從管理的觀點看，此研究有幾項意涵。首先，本研究證實結合展望理論的綜合效果(包括確定效果與分離效果)與價格的折扣，能有效刺激並增進台灣地區的544位在校大學生及297位在職工作者對大眾產品與獨特產品的衝動購買意願。其次，本研究的結果顯示，大眾產品的衝動購買傾向(IBTP)會強烈地正向的影響大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIP(DEPT)]，獨特產品的衝動購買傾向(IBTU)會正向的影響獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIU(DEPT)]。然而，大眾產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIP(DEPT)]與獨特產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論的效果)[IBIU(DEPT)]，彼此間僅有極微弱地正向的相互影響。另外，純折扣的衝動購買意願，在衝動購買傾向影響衝動購買意願(基於折扣與展望效果)間，具有部分中介作用的效果，這些結果表示，個人的差異的個別產品的衝動購買傾向比單純的價格折扣，會更強烈地影響個別產品的衝動購買意願。所以，為了增加產品的銷售額，更清晰地去區別大眾產品與獨特產品的衝動購買意願的影響來源，對銷售人員是重要的及必需的，而善用類似本研究證實的中介變數(本研究中為純折扣的衝動購買意願)，也是相當重要的。

最後，在任何時間追求以及滿足消費者的願望是非常地重要的。特別地，在經濟衰退期間，經由鼓勵消費者增加消費，以刺激經濟復甦，更是突顯出重要性。本研究的一些結果，可對這些議題做出良好的應用。因此，本研究建議行銷人員可善用展望理論的效果與價格的折扣，並尋找適當有效的中介變數，刺激消費者的衝動購買意願。同步地，為了避免衝動購買後的後悔與抱怨

等有害後果，企業集團應強化產品與服務的各項品質。

7.限制與未來研究

本研究的第一個限制是由參與者填寫衝動購買意願的調查，不是真實的衝動購買行為調查。可能相對地缺乏購物情境的觸發效果，例如：好的味道，漂亮的顏色，或愉悅的音樂(B. Verplanken & Herabadi, 2001)及銷售人員的影響力，去即時刺激購買行為。基於理性行為理論(TRA) (Ahrholdt, 2011; Ajzen & Fishbein, 1980; Fishbein & Ajzen, 1975; Lei, Jingxiao, & Ruyang, 2011)，建議個人行為將取決於他的/她的意願，進而去執行其行為，本研究使用消費者可能藉由價格折扣與展望理論的效果，去增加衝動購買意願(Hostler et al., 2011; Nafari & Shahabi, 2010)，尚屬合理。

第二，本研究僅分別以單一產品做為大眾產品及獨特產品的代表產品，且以確定效果及獨特產品的衝動購買意願平均值，代表綜合展望效果的衝動購買意願，致使大眾產品與獨特產品的純折扣的衝動購買意願及綜合展望效果的衝動購買意願，均只有以單一項目來量測。未來可針對大眾產品及獨特產品，均考慮選用多組代表產品，以產生多項目量測量表，用以評估衝動購買意願，可能會得到更精確的量測效果(J. A. Lee & Kacen, 2008)。

第三，本研究的所有資料，用大學部的在校大學生收集，雖然參與者已經包括不同學校的各個學院(系所)，應仍難以排除測量變數因共同方法變異(CMV)，而膨脹其關係的可能性。因此，本研究問卷採兩種方式(折扣與摸彩)編排，並調整大眾產品與獨立產品的發問順序、取消各構面標題，以及以不記名方式填答等，藉以降低CMV，並透過哈門氏測試(Harmon's test)及六因子模型CFA與單因子模型CFA比較，執行共同方法變異(CMV)測試(Chen et al., 2012; Kim & Kankanhalli, 2009; Podsakoff et al., 2003; Verhagen & van Dolen, 2011)。首先，將所有變數以主成份分析法(principle components analysis; PCA)進行探索性因素分析(exploratory factor analysis; EFA)，以評估是否僅出現單一因素或單一因素佔有大多數的變異量。結果出現多個因素，轉軸後最大變異的第一個因素解釋32.1%的變異量，並無明顯的跡象發現有共同方法偏差(common method bias)。然後，執行測試模型的驗證性因素分析(CFA)，結果顯示，假設的六因子模型的配適度良好且其卡方值(χ^2)遠小於單因子模型(配適度極差)的卡方值(見表9)。此種結果似乎可合理的推斷，所有變數的量測，可用分離的架構來估計。基於此結果，研究團隊相信，共同方法變異(CMV)的問題，不致於威脅到本研究發現所提出報告的有效性。

此外，因為本研究抽樣方式為便利抽樣，並非隨機抽樣，且本研究常態性估計係數顯示偏態係數(skew)及峰態係數(kurtosis)的絕對值均小於1，多變量(Multivariate)決斷值(c.r..)為13.264 > 5，可能有多元非常態現象，為避免樣本具有多元非常態分配現象的疑慮，本研究採用Amos 21軟體最大概似估計法(MLE)法及拔靴(Bootstrap)演算法最大概似法(MLE)執行模型的迭代估計，避免高估 χ^2 值及低估參數估計值，以產生比較穩定的參數估計值，並藉以獲得標準化顯著性效果的 p 值。

最後，本研究為未來的研究者們建議幾個研究方向。首先，本研究由參與者填寫問卷，調查衝動購買意願，並非真實的購買行為，可能相對地較為缺乏銷售現場環境，以及銷售者影響力的刺激；未來的研究者可考慮調查具有真實刺激的衝動購買行為。第二，從深度來看，本研究探討兩項展望理論效果(確定效果與分離效果)的綜合效果；未來的研究可聚焦在單一效果(僅有確定效果或分離效果) (Climaco, 2004; Kahneman & Tversky, 1979; Karmarkar & Tormala, 2010; Zhao & Meyer, 2007)，進行深入探討。第三，從廣度來看，本研究的對象僅針對大學部的在校生及在職

工作者；未來的研究可擴展至其他可能的群體(例如：私人企業的員工，居家女性，或其他特定的族群等)。最後，本研究僅結合展望理論的效果與價格折扣，去刺激衝動購買意願，為了更加豐富藉由展望理論的衝動購買意願的刺激來源的內容，及增加多重選擇性；未來的研究者可考慮針對不同的消費族群，結合展望理論與各種行銷策略，或者選取適當有效的中介變數，以刺激消費者衝動購買意願(例如：送禮物，提供會員優惠卷，週年活動，知名品牌，豐富休閒性，或享樂性等)(Lo et al., 2011; Michael et al., 2006; Nafari & Shahrabi, 2010; Sloot et al., 2005; Wood, 1998)。另外，根據先前研究的結果，顯示文化因素(如集體主義文化與個人主義文化等)可能影響衝動購買後的滿意度(J. A. Lee & Kacen, 2008)，且不同社會影響力(如家人、朋友，或專家意見)對消費者的衝動購買，也會有不同的影響(Argo, Dahl, & Manchanda, 2005; J. A. Lee & Kacen, 2008; Luo, 2005)；未來可考慮研究探討不同文化背景及不同社會影響力(包含有互動及無互動情境)等，消費者的衝動購買是否有所差異。

附錄 A 測量的量表

測量 1：

IBTP：大眾產品的衝動購買傾向。

認知構面：

IBTP1：我經常購買大眾產品缺少思考。

情感構面：

IBTP2：我發現拒絕特價的大眾產品很困難。

IBTP3：我有時不能克制想買大眾產品的感覺。

IBTP4：購物時我經常突然被激勵就買一項大眾產品。

基於 (Honkanen et al., 2012; Tafesse & Korneliusson, 2012; B. Verplanken & Herabadi, 2001) (修訂)。

測量 2：

IBTU：獨特產品的衝動購買傾向。

創造性選擇構面：

IBTU1：因舊版已老舊，我經常試著尋找更新的版本。

非大眾化選擇構面：

IBTU2：我想買的或擁有的，經常不同於社會大眾。

IBTU3：在使用產品的時間與方式，我經常不同於社會大眾。

相似性避免構面：

IBTU4：我經常試著避免我知道的產品或品牌，被一般人購買。

IBTU5：通常，我不喜歡大家習慣購買的產品或品牌。

基於 (Ruvio et al., 2008; Tian et al., 2001) (修訂)。

測量 3：

- 在此測量中所有問題，個別地詢問大眾產品(例如：珍珠奶茶)及獨特產品(例如：新型智慧型手機)的衝動購買意願的程度。

IBIP (DEPT) [或 IBIU (DEPT)]：大眾(或獨特)產品的衝動購買意願(基於折扣與展望理論效果)。

CEP (或 CEU)：大眾(或獨特)產品的確定效果。

以下方案你較偏愛那一方案？

CEP1 (或 CEU1)：100% 可 7 折。

CEP2 (或 CEU2)：80% 可 6.875 折，而 20% 會 7.5 折。

IEP (或 IEU)：大眾(或獨特)產品的分離效果。

兩步驟說明：

步驟 1：75% 需 7.5 折，而 25% 可進入步驟 2；

步驟 2：以下方案你較偏愛那一案？

IEP21 (或 IEU21)：100% 可 5.5 折。

IEP22 (或 IEU22)：80% 可 5 折，而 20% 會 7.5 折。

IBIPO (或 IBIUO)：大眾(或獨特)產品原價購買的衝動購買意願。

IBIPD (或 IBIUD)：大眾(或獨特)產品純 7 折購買的衝動購買意願[因與 CEP1(或 CEU1)相同，故

不再重覆詢問]。

基於 (Kahneman & Tversky, 1979; Park et al., 2011) (修訂)。

測量 4：

人口統計變量：

性別：(1) 男性，(2) 女性。

血型：(1) A 型，(2) B 型，(3) AB 型，(4) O 型。

年齡(足歲)：(1) ≤ 18 歲，(2) 19 歲，(3) 20 歲，(4) 21 歲，(5) 22 歲，(6) ≥ 23 歲。

月均消費金額(新台幣)：(1) 4,999(含)元以下，(2) 5,000-10,000元以下，(3) 10,000(含)元以上。

註：(1)所有項目(在測量1至3)均使用李克特7尺度測量量表；(2)在測量1與2：詢問衝動購買傾向的程度；

(3)在測量3：詢問衝動購買意願的程度，且參與者必須在兩個不同方案中，選擇一個偏愛的方案；

(4)以 CEP (或 CEU) 與 IEP (或 IEU) 較高意願平均值代表折扣與展望效果的衝動購買意願 IBIP(DEPT)[或 IBIU(DEPT)]。

參考文獻

- Abratt, R., & Goodey, S. D. (1990). Unplanned buying and in-store stimuli in supermarkets. *Managerial and Decision Economics*, 11(2), 111-121.
- Ahrholdt, D. C. (2011). Empirical identification of success-enhancing web site signals in E-tailing: An analysis based on known E-tailers and the theory of reasoned action. *Journal of Marketing Theory & Practice*, 19(4), 441-458.
- Ajzen, I. (2001). Nature and operation of attitudes. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 27-58.
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior* Prentice-Hall.
- Altman, I., & Rogoff, B. (1987). World views in psychology: Trait, interactional, organismic, and transactional perspectives. *Handbook of Environmental Psychology*, 1, 7-40.
- Argo, J. J., Dahl, D. W., & Manchanda, R. V. (2005). The influence of a mere social presence in a retail context. *Journal of Consumer Research*, 32(2), 207-212.
- Ayalla Ruvio, Aviv Shoham, & Maja Makovec Brenčič. (2008). Consumers' need for uniqueness: Short-form scale development and cross-cultural validation. *International Marketing Review*, 25(1), 33-53.
- Bayley, G., & Nancarrow, C. (1998). Impulse purchasing: A qualitative exploration of the phenomenon. *Qualitative Market Research: An International Journal*, 1(2), 99-114.
- Beatty, S. E., & Elizabeth Ferrell, M. (1998). Impulse buying: Modeling its precursors. *Journal of Retailing*, 74(2), 169-191.
- Bernoulli, D. (1954). Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 23-36.
- Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 205-229.
- Cheema, A., & Kaikati, A. M. (2010). The effect of need for uniqueness on word of mouth. *Journal of Marketing Research (JMR)*, 47(3), 553-563.

- Chen, C. C., Lin, M. M., & Chen, C. M. (2012). Exploring the mechanisms of the relationship between website characteristics and organizational attraction. *The International Journal of Human Resource Management*, 23(4), 867-885.
- Climaco, J. C. N. (2004). A critical reflection on optimal decision. *European Journal of Operational Research*, 153(2), 506-516.
- Clover, V. T. (1950). Relative importance of impulse-buying in retail stores. *Journal of Marketing*, 15(1), 66-70.
- De Kervenoael, R., Aykac, D. S. O., & Palmer, M. (2009). Online social capital: Understanding e-impulse buying in practice. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 16(4), 320-328.
- Diamantopoulos, A., Siguaw, J., & Siguaw, J. A. (2000). *Introducing LISREL: A guide for the uninitiated* Sage Publications Ltd.
- Dillon, W. R., Kumar, A., & Mulani, N. (1987). Offending estimates in covariance structure analysis: Comments on the causes of and solutions to heywood cases. *Psychological Bulletin*, 101(1), 126-135.
- Dittmar, H., Beattie, J., & Friese, S. (1995). Gender identity and material symbols: Objects and decision considerations in impulse purchases. *Journal of Economic Psychology*, 16(3), 491-511.
- Dittmar, H., & Drury, J. (2000). Self-image-is it in the bag? A qualitative comparison between. *Journal of Economic Psychology*, 21(2), 109-142.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention and behaviour: An introduction to theory and research* Addison-Wesley.
- FJr, H. J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective*.
- Flyvbjerg, B. (2006). From nobel prize to project management: Getting risks right. *Project Management Journal*, 37(3), 5-15.
- Good, P. I. (2006). *Resampling methods: A practical guide to data analysis*.
- Honkanen, P., Olsen, S. O., Verplanken, B., & Tuu, H. H. (2012). Reflective and impulsive influences on unhealthy snacking. the moderating effects of food related self-control. *Appetite*, 58(2), 616-622.
- Hostler, R. E., Yoon, V. Y., Guo, Z., Guimaraes, T., & Forgionne, G. (2011). Assessing the impact of recommender agents on on-line consumer unplanned purchase behavior. *Information & Management*, 48(8), 336-343.
- Jones, M. A., Reynolds, K. E., Weun, S., & Beatty, S. E. (2003). The product-specific nature of impulse buying tendency. *Journal of Business Research*, 56(7), 505-511.
- Kacen, J. J., Hess, J. D., & Walker, D. (2012). Spontaneous selection: The influence of product and retailing factors on consumer impulse purchases. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 19(6), 578-588.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, , 263-291.
- Karmarkar, U. R., & Tormala, Z. L. (2010). Believe me, I have no idea what I'm talking about: The effects of source certainty on consumer involvement and persuasion. *Journal of Consumer Research*,

36(6), 1033-1049.

Kassin, S. M. (2003). *Psychology* Pearson/Prentice Hall.

Kim, H. W., & Kankanhalli, A. (2009). Investigating user resistance to information systems implementation: A status quo bias perspective. *Mis Quarterly*, 33(3), 567-582.

Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*

Kukar-Kinney, M., Ridgway, N. M., & Monroe, K. B. (2012). The role of price in the behavior and purchase decisions of compulsive buyers. *Journal of Retailing*, 88(1), 63-71.

Lee, M. Y., Kim, Y. K., & Fairhurst, A. (2009). Shopping value in online auctions: Their antecedents and outcomes. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 16(1), 75-82.

Lee, J. A., & Kacen, J. J. (2008). Cultural influences on consumer satisfaction with impulse and planned purchase decisions. *Journal of Business Research*, 61(3), 265-272.

Lei, Z., Jingxiao, J., & Ruyang, L. (2011). Research on the consumption mode of green electricity in china-based on theory of reasoned action. *Energy Procedia*, 5(0), 938-944.

Lo, C., Kuo, T., Kung, H., Kao, H., Chen, C., Wu, C., et al. (2011). Mobile merchandise evaluation service using novel information retrieval and image recognition technology. *Computer Communications*, 34(2), 120-128.

Luo, X. (2005). How does shopping with others influence impulsive purchasing? *Journal of Consumer Psychology*, 15(4), 288-294.

MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149.

Michael, S. R., Stephen, D., Susan, D., & Rebekah, B. (2006). *Consumer behavior. buying, having, and being*. Engelwood Cliffs: Prentice Hall 1996,

Midgley, D. F., & Dowling, G. R. (1978). Innovativeness: The concept and its measurement. *Journal of Consumer Research*, , 229-242.

Nafari, M., & Shahrabi, J. (2010). A temporal data mining approach for shelf-space allocation with consideration of product price. *Expert Systems with Applications*, 37(6), 4066-4072.

Nam, J., Hamlin, R., Gam, H. J., Kang, J. H., Kim, J., Kumphai, P., et al. (2007). The fashion-conscious behaviours of mature female consumers. *International Journal of Consumer Studies*, 31(1), 102-108.

Omar, O. E., & Owusu-Frimpong, N. (2007). Life insurance in nigeria: An application of the theory of reasoned action to consumers' attitudes and purchase intention. *Service Industries Journal*, 27(7), 963-976.

Park, E. J., Kim, E. Y., Funches, V. M., & Foxx, W. (2011). Apparel product attributes, web browsing, and e-impulse buying on shopping websites. *Journal of Business Research*, In Press, Corrected Proof

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Jeong-Yeon Lee, & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.

Punj, G. (2011). Impulse buying and variety seeking: Similarities and differences. *Journal of Business*

Research, 64(7), 745-748.

Rook, D. W., & Fisher, R. J. (1995). Normative influences on impulsive buying behavior. *Journal of Consumer Research*, 22(3), 305-313.

Ruvio, A., Shoham, A., & Brencic, M. M. (2008). Consumers' need for uniqueness: Short-form scale development and cross-cultural validation. *International Marketing Review*, 25(1), 33-53.

Sharma, P., Sivakumaran, B., & Marshall, R. (2010). Impulse buying and variety seeking: A trait-correlates perspective. *Journal of Business Research*, 63(3), 276-283.

Simonson, I., & Nowlis, S. M. (2000). The role of explanations and need for uniqueness in consumer decision making: Unconventional choices based on reasons. *Journal of Consumer Research*, 27(1), 49-68.

Slot, L. M., Verhoef, P. C., & Franses, P. H. (2005). The impact of brand equity and the hedonic level of products on consumer stock-out reactions. *Journal of Retailing*, 81(1), 15-34.

Snyder, C. R., & Fromkin, H. L. (1977). Abnormality as a positive characteristic: The development and validation of a scale measuring need for uniqueness. *Journal of Abnormal Psychology*, 86(5), 518-527.

Tafesse, W., & Korneliusson, T. (2012). Identifying factors affecting consumers purchase incidence at retail trade shows. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 19(4), 438-444.

Tian, K. T., Bearden, W. O., & Hunter, G. L. (2001). Consumers' need for uniqueness: Scale development and validation. *Journal of Consumer Research*, 28(1), 50-66.

Torkzadeh, G., Koufteros, X., & Pflughoeft, K. (2003). Confirmatory analysis of computer self-efficacy. *Structural Equation Modeling*, 10(2), 263-275.

Verhagen, T., & van Dolen, W. (2011). The influence of online store beliefs on consumer online impulse buying: A model and empirical application. *Information & Management*, 48(8), 320-327.

Verplanken, B., & Sato, A. (2011). The psychology of impulse buying: An integrative self-regulation approach. *Journal of Consumer Policy*, , 1-14.

Verplanken, B., & Herabadi, A. (2001). Individual differences in impulse buying tendency: Feeling and no thinking. *European Journal of Personality*, 15(S1), S71-S83.

Vohs, K. D., & Faber, R. J. (2007). Spent resources: Self-regulatory resource availability affects impulse buying. *Journal of Consumer Research*, 33(4), 537-547.

Weber, B. J., & Chapman, G. B. (2005). The combined effects of risk and time on choice: Does uncertainty eliminate the immediacy effect? does delay eliminate the certainty effect? *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 96(2), 104-118.

Weun, S., Jones, M. A., & Beatty, S. E. (1997). A parsimonious scale to measure impulse buying tendency. *AMA Educators' Proceedings: Enhancing Knowledge Development in Marketing*, 306-303.

Weun, S., Jones, M. A., & Beatty, S. E. (1998). Development and validation of the impulse buying tendency scale. *Psychological Reports*, 82(3 Pt 2), 1123-1133.

Wood, M. (1998). Socio-economic status, delay of gratification, and impulse buying. *Journal of Economic Psychology*, 19(3), 295-320.

Xuanxiaoqing, F., Yang, D. J., & Huang, K. C. (2012). A study of the factors that affect the impulsive

cosmetics buying of female consumers in kaohsiung. *African Journal of Business Management*, 6(2), 652-657.

Yi, S., & Baumgartner, H. (2011). Coping with guilt and shame in the impulse buying context. *Journal of Economic Psychology*, 32(3), 458-467.

Youn, S., & Faber, R. J. (2000). Impulse buying: Its relation to personality traits and cues. *Advances in Consumer Research*, 27, 179-185.

Zhao, S., & Meyer, R. J. (2007). Biases in predicting preferences for the whole visual patterns from product fragments. *Journal of Consumer Psychology (Lawrence Erlbaum Associates)*, 17(4), 292-304.